

银行业结构、空间溢出与产业结构升级*

刘培森 尹希果

[摘要]在空间经济学和新经济增长理论框架下,本文利用1995~2011年期间中国省际面板数据和空间计量经济学方法检验了银行业市场结构、金融深化对产业结构升级的空间溢出效应。研究发现,国有商业银行市场份额上升与金融深化对产业结构升级具有促进作用,忽视空间溢出效应,会低估国有商业银行信贷对产业结构升级的作用;相似经济发展水平区域的银行业市场结构和金融深化对本地产业结构升级均具有正的空间溢出效应;区域产业结构升级存在显著的空间相关性与溢出效应;金融效率、非国有经济、交通基础设施与人力资本对产业结构升级具有促进作用,资本形成、对外开放度对产业结构升级具有负效应,新经济地理和新经济增长因素对产业结构升级的影响不容忽视。

关键词:银行业市场结构 金融深化 空间溢出 产业结构升级

JEL分类号:G10 G21 L16

一、引言

经济发展涵盖产业结构升级与生产总值增加两个层次,其中产业结构升级是实现经济可持续发展与有效增长的重要环节。实现经济发展和生产力提高依赖于健全的金融体系,而金融结构是金融体系的重要内容,合理的金融结构在缩小区域差距、推动区域协调发展的发展战略中扮演着重要角色。最优金融结构理论认为经济体在每一发展阶段均有特定的要素禀赋结构,金融结构会随着实体经济的发展需求进行调整,内生决定与之相适应的最优产业结构。当金融结构能最大程度满足最优产业结构需求时,金融结构才是最优的,金融体系也是最有效的。衡量金融发展与结构的一个重要指标是银行业市场结构(林毅夫和姜烨,2006)。

银行业是银行业金融机构的集合,本文中的银行业结构是指银行业市场结构。银行业市场结构问题具体反映在不同种类银行金融机构在存贷款份额、资产规模和机构数据方面的比重,以及由此反映出的银行业垄断与竞争程度。中国的金融体系是银行主导型,呈现国有商业银行和中小金融机构并存的格局。随着中国金融深化与经济货币化程度不断增强,金融主导型投资格局逐渐代替财政主导型的投资格局,进一步强化了银行部门在金融资源配置中的枢纽地位。近年来,银行对产业发展的催化功能得到持续强化:一方面,银行为主导产业和新兴产业发展提供广泛的资金支持,降低产业进入门槛与产品溢价,增强产业内与企业间竞争,推动产业发展;另一方面,银行降低对落后产业的支持,对产业波动具有内在作用。在完全竞争性市场经济中,资金会流向高投资回报率行业与高利润率企业,保障产业结构调整方向与市场需求结构变动方向的一致。在此背景下,将银行业市场结构引入到金融结构中,考察银行业市场结构对产业结构升级的影响就更具现实意义。

长期以来,关于银行业市场结构对产业结构升级影响的研究主要被隐含在关于金融发展、银

* 刘培森,重庆大学公共管理学院,硕士研究生;尹希果,重庆大学经济与工商管理学院,教授,管理学博士。本文获得国家社会科学基金项目(13BJL079)和中央高校基本科研业务经费资助项目(CDJXS12011102)的资助。作者由衷感谢匿名审稿人为本文提出的建设性意见,当然文责自负。

行业结构对经济增长影响的研究中。金融发展对经济结构调整和资源配置均存在重要影响(Mckinnon, 1973)。Deidda and Fattouh(2005)发现在垄断竞争的经济体中,银行业市场集中度上升对经济增长存在两种相反的作用:一方面,银行业市场集中度升高会降低固定成本,有利于金融效率提高和经济增长;另一方面,银行业市场集中度升高会弱化经济的专业化水平,降低金融机构效率并阻碍经济增长。这两种效应随着不同的经济发展阶段而相互替代,决定了银行业市场结构对经济的影响。Rice and Strahan(2010)发现中小金融机构发展会增强银行竞争程度,扩大信贷规模、降低资本成本,企业也会充分利用新增资金供给来提高产出。中国省际数据实证结果显示,中小型银行市场份额的增加有利于中小企业的生成,二者存在显著的正向因果关系(雷震和彭欢,2010)。中小金融机构市场份额的提升对经济增长具有显著的正效应,银行存款与贷款集中度提高对经济增长具有显著的负效应(林毅夫和孙希芳,2008;彭宇文等,2013)。省市间银行业市场结构差异是导致区域间国际贸易差异的因素,加快中西部地区中小型银行发展有利于降低对外贸易的区域差异(尹希果和孙惠,2012)。

近年来有部分学者对银行业与产业发展的关系进行了研究,发现有效的金融体系是保障产业结构升级的基本条件(蔡红艳和阎庆民,2004),经济体的要素禀赋结构决定相对应的最优产业结构(林毅夫等,2009)。在银行集中度较低的地区,外部融资依赖型产业发展更快(Carlin and Mayer, 2003)。也有学者认为高银行业集中度有利于外部融资型产业发展,但会给整体经济带来效率损失(Cetorelli and Gambera, 2001)。上述文献的结论存在差异,可能与数据的有效性与变量结构有关。

综合分析已有研究,大部分文献聚焦于金融发展与银行业结构是否存在生产效应,却较少研究银行业结构对产业结构升级的空间溢出效应,也忽视了省际面板数据的空间相关性、新经济增长和新经济地理等因素对产业结构升级的协同作用。受地理区位等因素影响,中国省际产业结构升级存在较大空间差异,银行业市场结构对这种差异是否具有显著的影响?本文对1995~2011年间中国省际面板数据进行分析,考察银行业市场结构的异质性特征与地区效应,分析其对产业结构升级空间溢出效应的影响机制。本文可能的贡献是:第一,从产业结构升级层次而非银行业绩效层次考察了中国银行业市场结构演变的空间效果,为地区产业结构升级差距提供了一个新的解释视角;第二,结合空间经济学和新经济增长理论,从多个视角研究了银行业市场结构与产业结构升级之间的关系。

二、理论分析与研究假设

(一)银行业市场结构与产业结构升级

金融机构一方面通过为产业和企业提供金融通服务,调整市场上产品的供给结构,另一方面通过调节市场需求来影响产业需求结构。企业的资本来源主要有两个途径:一部分是企业内部融资;另一部分是银行部门和股票市场提供的融资。其中,通过银行的信贷融资占据主导地位。中国银行业由最初的中央银行大一统银行体系演变为二元的银行体系,最后发展为当前国有商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、农村金融机构、外资银行和非银行金融机构等多种金融机构并存发展的格局,其市场结构也发生了巨大变化,从典型的完全垄断演变为由四大国有商业银行高度垄断,再转变为竞争性较强的寡头垄断(贺小海,2009)。国有商业银行在不良贷款控制与管理方面做得较好,股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行等金融机构由于自身结构和管理等原因,其不良贷款的控制和管理问题突出,风险控制能力较低。随着中国产业结构升级、国际需求下降、生产成本上升等问题不断凸显,利率市场化水平不断提高,导致金融机构不良贷款上升,资产质量恶化可能性增强,这对中小金融机构风险管理提出了挑战。

Stein(2002)提出“软”、“硬”信息概念:“软”信息指企业家个人品质、所在市场环境与经营能力等难以传递和验证的信息,“硬”信息指易于观察、传递与验证的财务报表等客观的信息。一般而言,大企业具有信用记录良好、财务报表完整、可抵押资产较多等特征;中小企业常常缺乏完整的财务报表,信用记录较短,用于抵押的资产偏少。因此,银行部门基于规模差异存在专业化分工现象:国有商业银行偏向为拥有更多“硬”信息的大企业提供融资服务,向大企业提供融资服务的能力较强,为拥有较多“软”信息的中小企业提供融资服务的竞争优势偏弱;中小金融机构的区域性较为明显,往往与当地中小企业保持长期合作关系,在收集中小企业“软”信息方面具有比较优势。而利率管制政策和责任认定问题使得金融机构从小企业获得的利息收入难以弥补风险损失,导致以下两个现象:一方面,中小金融机构向中小企业提供融资服务具有竞争优势,但为中小企业提供信贷的意愿较低,反而为大企业提供信贷的意愿较强;另一方面,国有商业银行为大企业提供融资服务具有竞争优势,经营中既为大企业提供融资服务,也为部分中小企业提供融资服务,这进一步强化了国有商业银行在推动产业结构升级中的地位。

银行业市场结构对产业结构升级的影响,既取决于国有商业银行与中小金融机构贷款规模的比较,也受到储蓄转化率的影响。一方面国有商业银行在银行体系中处于主导地位,具有明显的规模优势;另一方面国有商业银行的资金利用效率在不断提高。Petersen and Rajan(1995)认为垄断性银行在收集信息、筛选和监督借贷者方面的激励较强,可以更好地解决信贷中存在的道德风险和逆向选择问题,容易形成稳定的银企关系。当银行业市场集中度较高时,可以避免金融机构间过度竞争,有利于金融的稳定性;银行业市场集中度较低时,存在信息溢出效应和搭便车现象,无法有效筛选借贷者,资金的配置效率也因此较低。Cetorelli(2003)认为垄断性银行在信贷市场和甄别信息方面具有优势,能带来更多资本积累,并强调稳定经济状态的最优金融市场结构是寡头垄断的银行体系,而非完全垄断的银行体系或竞争性的银行体系。因此,本文提出以下有待检验的假设。

假设 1:其他条件不变时,国有商业银行市场份额增加有利于产业结构升级。

(二)金融深化与产业结构升级

金融机构在现代经济与社会发展中主要具有以下三个功能。第一,金融机构为支付提供工具,促使经济社会的支付体系更加健全与有效。如通货、支票或其他转移工具,降低交易成本,提高了交易效率。第二,金融机构作为储蓄者与投资者的中介推动社会储蓄。金融机构一方面鼓励储蓄,提供具有一定吸引力的金融性资产给资金剩余者,促使其储蓄剩余资金,提高社会储蓄率;另一方面,保障储蓄资金能够投入生产,转化为生产性资本。第三,金融机构将所吸收的储蓄资金进行有效分配,满足资金需求者为扩大再生产对资金的需求,从而推动经济增长。该过程中,金融机构将会以最低的交易成本将资金提供给最具生产效率的需求者,如将储蓄资金实现地区间转移提高资金使用效率。

最优金融结构理论认为一个地区的产业结构由其要素禀赋决定,并对金融服务产生特定的需求,当地的金融结构和金融规模应与实体经济需求相适应。中国正处于工业化中后期发展阶段,产业结构升级的重要路径是从资源密集型和劳动密集型产业向技术密集型和资本密集型产业转型,这对资本产生大量需求。金融规模越大,金融深化程度越高,产业与企业的外部融资需求越能得到满足,这利于企业扩大生产规模、提高生产效率。特别是对于金融依赖型产业和较容易获得外部融资的企业,比如国家重点扶持的产业与企业,相比外部融资依赖性低的产业和获得外部融资难度较大的企业,金融规模的扩大将为其提供资金比较优势。因此,本文提出以下有待检验的假设。

假设 2:其他条件不变时,金融深化有利于产业结构升级。

(三)空间溢出效应与产业结构升级

需要指出的是中国区域间的银行业市场结构演变存在着显著的差异。我国地区经济增长存在

显著的空间关联特征,双向溢出现象在东部地区较为明显,受益板块主要集中在中西部地区,产业结构、投资消费结构和空间相邻为空间关联提供了解释(李敬等,2014)。生产要素在区域间是可以自由流动的,因此银行业市场结构与金融深化可能不仅具有外部性,还具有区域外部性。一方面,金融服务具有一定的网络属性,将不同区域的经济活动连接在一起,扩散效应使得一个区域的金融发展影响相邻区域的发展,产生空间溢出效应;另一方面,金融服务会改变所在区域的吸引力与区位优势。尤其在发达地区,完善的制度环境、广阔的消费市场与先进的科技形成先发优势,而充足的资本供给会进一步增强该区域的竞争优势,可能对其他区域的产业结构升级产生空间溢出效应。在分析银行业市场结构和金融深化的产业结构升级效应时,忽视二者的空间溢出效应,有可能低估或者高估银行业市场结构与金融深化对区域产业结构升级的作用。因此,本文提出以下有待检验的假设。

假设3:其他条件不变时,银行业市场结构与金融深化对产业结构升级存在空间溢出效应。

(四)理论扩展

金融效率与产业结构升级。金融机构提高资金的利用效率可以使得企业获得更多的资金,资本积累速度加快。当银行部门的存款有效转化为贷款时,才能满足企业资金需求,推动企业扩大再生产和增强产品竞争力。在竞争性市场中,银行业结构市场化和金融深化是同步进行的,伴随着金融效率提升,使得资本密集型与金融依赖型产业在经济发展中具有比较优势。因此,金融服务对产业结构升级的作用很大程度上取决于金融机构的存款转化为贷款的效率。本文提出以下有待检验的假设。

假设4:其他条件不变时,金融效率提高有利于产业结构升级。

非国有经济发展与产业结构升级。随着非国有经济的快速发展,使得新增加的生产要素由国有经济流向非国有经济。非国有经济迅速发展的地区,其产业结构将更快转换到更符合资源禀赋的状态,拉大地区产业结构升级的差距。用非国有企业发展程度可以很好衡量一个地区的非国有经济发展水平,可以预期非国有经济发展对产业结构升级具有促进作用。

固定资本形成与产业结构升级。资金投入是产业发展的重要因素,金融依赖型产业和固定资产投资密集型产业在银行主导型金融体系中具有资金比较优势。一个地区资金的投入总量和产业间配置会引起产业集聚变迁,若某产业对资金的需求量没有超过资金的供应量,则该产业很有可能布局在本地区,反之会放弃在本地的发展。由于中国资本投资并非完全市场化,资本流动有很高的人为和政府因素,因此固定资本形成增加是否会促进产业结构升级有待检验。

对外开放度与产业结构升级。新经济增长理论认为企业国际贸易中存在学习效应,参与国际贸易的企业拥有更高的生产效率。国际贸易对区域产业结构升级的作用主要有两种途径:一方面,引进国外先进的生产设备、技术,提升国内产业部门的生产效率,推动新兴产业发展和传统产业改造,实现产业结构升级;另一方面利用出口作为内部需求的补充,优化出口产品和服务的结构,让新兴产业和高效率产业获得更多的资源和要素供给,推动产业结构升级。可以预期提高对外开放度会推动产业结构升级。

交通基础设施与产业结构升级。交通基础设施具有典型的外部性特征,当交通基础设施对落后地区的产业结构升级具有正向空间效应时,生产要素主要通过便利的交通基础设施从发达地区向落后地区扩散;当时交通基础设施对落后地区具有负向空间效应时,生产要素通过交通基础设施进行的空间流动主要表现为向发达地区空间集聚(张学良,2012)。本文将验证交通基础设施对产业结构升级的作用是属于前者还是后者。

人力资本与产业结构升级。人力资本与知识积累是新经济增长模型重点考察的对象。推动企业创新、提高生产绩效有赖于知识溢出效应,学校培养的高水平劳动力数量越多,越有利于提高知

识密集度。人力资本水平提高有助于物质资本和劳动资本投入产生递增效益,可以预期提高人力资本水平有利于产业结构升级。

三、变量说明、模型设定与数据来源

(一)变量说明

产业结构升级:经济发展中非农业产值比重增加是一重要规律,很多研究参考 Petty-Clark 定律用非农业产值的比重来衡量产业结构升级。但是,在经济体中第一产业增加值比重较低背景下,这一衡量指标会缺失很多信息。随着产业结构升级和信息化水平提高,经济结构服务化是经济发展过程中一个重要特征,会出现第三产业发展速度快于第二产业发展速度的现象(吴敬琏, 2008)。在结合研究需要基础上,借鉴陆铭等(2012)的方法,本文采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量产业结构升级。

银行业市场结构:银行本身不生产产品,是通过为生产性行业提供金融服务来推动产业结构升级(Goldsmith, 1969)。因此,不同类型银行的贷款市场份额可以很好地衡量银行业市场结构、企业融资难度和资金利用效率。借鉴雷震和彭欢(2010)、林毅夫和孙希芳(2008)的方法,本文采用国有商业银行的贷款市场份额度量银行业市场结构。

金融深化:金融深化是金融发展的重要指标,是指金融性资产的累积速度超过非金融性财富的累积速度,包括金融机构与金融市场的发展与专业化。借鉴孙永强和巫和懋(2012)、钞小静和任保平(2011)的方法,本文采用金融机构总存贷款余额与地区生产总值的比值衡量金融深化程度。

同时,为保证估计结果更加稳健,本文在回归模型中加入了金融效率、非国有经济、固定资本形成、对外开放度、交通基础设施和人力资本等相关变量。模型中因变量、考察变量和控制变量的名称、符号和定义见表1。

表1 变量名称、符号与含义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	产业结构升级	<i>stru</i>	各省市的第三产业增加值与第二产业增加值的比值
考察变量	银行业市场结构	<i>bank</i>	各省市国有商业银行贷款余额占各省市金融机构贷款余额的比重(其中的国有商业银行包括中国工商银行、中国银行、中国建设银行和中国农业银行)
	金融深化	<i>deep</i>	各省市金融机构总存贷款余额与地区生产总值的比值
	金融效率	<i>efficiency</i>	各省市金融机构总贷款余额与总存款余额的比值
控制变量	非国有经济	<i>rsoe</i>	各省市非国有企业就业人数占总就业人数比重
	固定资本形成	<i>invest</i>	各省市固定资本形成额与地区生产总值的比值
	对外开放度	<i>open</i>	各省市进出口总额与地区生产总值的比值
	交通基础设施	<i>road</i>	各省市公路总里程除以总面积获得公路密度(公路里程涵盖一级公路、二级公路以及高速公路三种,未包括通行能力较差的等级路中的三级公路、四级公路和等外公路)
	人力资本	<i>edu</i>	各省市每十万人在校大学生人数

(二)模型设定

依据残差成分的分解可以将面板数据模型分为固定效应模型和随机效应模型,由于样本回归仅限于特定个体,不需要通过特定个体属性来推测总体属性,因此采用固定效应模型进行实证较为合理。固定效应模型控制了两种非观测效应——时间固定效应与空间固定效应,前者表示稳态水平受随时间变化的背景变量冲击,后者表示稳态水平受区位变化的背景变量冲击。对于具有地理空间属性的数据,空间距离近的变量间比距离远的变量间具有更加密切的关系。忽视空间自相关与空间异质性两方面的空间效应是经济研究中模型不恰当设计的重要问题。空间依赖性的重要体现形式是空间自相关,它是检验样本的属性值与相邻空间点上的属性值是否显著相关的衡量指标;空间异质性是指由空间单位的差异性导致空间效应在地区层面的非一致性。

实现产业结构升级可能是多维要素协同作用的结果,本文不仅考察银行业市场结构和金融深化对产业结构升级的影响,而且将新经济增长、新经济地理等因素也纳入到模型中。为检验银行业市场结构、金融深化对产业结构升级的空间溢出效应及产业结构升级自身的空间溢出效应,本文在普通面板模型基础上引入“空间溢出因素”,考察空间相关性对面板数据模型的影响。结合研究目标和空间经济学模型设定方法,本文构建以下空间固定效应(双向固定效应)模型:

$$\begin{aligned} stru_{i,t} = & \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \times stru_{j,t} + \beta_1 bank_{i,t} + \beta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} \times bank_{j,t} + \beta_3 deep_{i,t} + \beta_4 \sum_{j=1}^N w_{ij} \times deep_{j,t} + \beta_5 X_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + \mu_{i,t} \\ \mu_{i,t} = & \lambda \sum_j W_{ij} \times \mu_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中, i 和 t 分别代表省市和时间, $stru_{i,t}$ 表示本省市产业结构升级状况, $bank_{i,t}$ 表示本省市银行业市场结构, $deep_{i,t}$ 表示本省市金融深化程度, $X_{i,t}$ 为本省市对稳态值施加影响的控制变量集合。 $w_{i,t}$ 是预先设定的 $N \times N$ 维空间权重矩阵 w 的元素值, $\sum w_{ij} stru_{j,t}$ 、 $\sum w_{ij} bank_{j,t}$ 、 $\sum w_{ij} deep_{j,t}$ 表示与 i 省市相邻或经济发展水平相近省市的 $stru_{j,t}$ 、 $bank_{j,t}$ 、 $deep_{j,t}$ 对省市的影响。 $\alpha_i + \delta_t + \mu_{i,t}$ 是复合误差项, α_i 是地区固定效应, δ_t 是时间固定效应, $\mu_{i,t}$ 是独立同分布的误差项。 ρ 是空间自回归系数, λ 是空间误差自相关系数。当 ρ 显著为0时,在随机冲击作用下产生空间溢出,是空间误差模型(SEM);当 λ 显著为0时,是空间滞后模型(SLM)。

空间权重矩阵是区域间空间地理效应的体现,选择不同矩阵形式对空间计量模型的估计结果具有重要影响。在竞争的市场中,资本、劳动力等生产要素是可以自由流动的,某一个地区的资本禀赋、交通基础设施和人力资本的改善会改变其比较优势,外地生产要素和产业结构的改变可能影响本地的生产要素和产业结构升级。参照Bavaud(1998)的方法,本文依据研究问题与目的所对应的空间联系形式来制定构建矩阵规则,建立相应的空间权重矩阵单元,构建以下两种空间权重矩阵。

1.二进制空间邻接权重矩阵 W_{con} ,如式(2)所示。按照Rook的相邻法则,矩阵设定方式为:若地区 i 与地区 j 相邻,则 w_{ij} 为1,否则为0,主对角线上为0。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻接} \\ 0 & \text{ } i=j \text{ 或区域 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻接} \end{cases} \quad (2)$$

2.经济发展水平空间权重矩阵 W_{ecn} 。用地区人均GDP与全国人均GDP的比值衡量地区之间的相对经济发展水平 Z ,最后进行标准化,各行元素和为1,计算方式如式(3)所示。一般认为,经济发展水平相近的地区在吸引生产要素时会存在一定程度的竞争,该矩阵考察可能存在竞争关系的省市间产业结构升级的空间溢出效应。

$$w_{ij} = \frac{1/|Z_i - Z_j|}{\sum_{j=1}^n 1/|Z_i - Z_j|} \quad (3)$$

(三)数据来源

考虑到样本数据统计口径的一致性,本文选择1995~2011年中国30个省市的面板数据作为研究对象,因数据缺失原因将西藏、香港、澳门和台湾省排除在外。由于无法获得各产业的金融机构信贷数据,利用省际金融机构信贷数据代替。各省市存贷款数据来自《新中国六十年统计资料汇编》、《中国金融年鉴》和各省市统计年鉴。各省市四大国有商业银行贷款数据来源为:1995~2008年中国农业银行数据来自《中国农业银行统计年鉴1978~2008》;1995~2004年中国工商银行和中国银行贷款数据及1995~2005、2008年中国建设银行贷款数据源自《中国金融年鉴》;缺失的2005~2011年国有商业银行贷款数据来源为:2005~2011年上海、山东、北京、天津、浙江、海南、河北、辽宁、吉林、黑龙江、湖北、河南、云南、甘肃的数据来自相应年份的地区金融年鉴;2005~2009年间新疆的数据来源于《新疆金融统计60年》,2005~2010年江苏的数据来自《江苏统计年鉴》,2009~2011年湖南数据来自《湖南统计年鉴》,2008~2011年江西数据来自《江西统计年鉴》,2006~2011年海南省数据来自《海南统计年鉴》,2005~2006年山西国有银行数据来自《山西统计年鉴》;其余数据由Wind数据库、中国人民银行各地区分行统计信息、国有商业银行年报以及中国银行业监督管理委员会网站整理而来。地区生产总值、产业增加值、非国有企业就业人数、固定资本形成总额、进出口数据、公路里程和高等院校在校大学生人数等数据来自《新中国六十年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》和中经网数据库。模型估计均采用MATLAB 2010b软件,表2为各变量描述性统计结果。

表2 各变量描述性统计结果

变量	<i>stru</i>	<i>bank</i>	<i>deep</i>	<i>efficiency</i>	<i>rsoe</i>	<i>invest</i>	<i>open</i>	<i>road</i>	<i>edu</i>
样本数	510	510	510	510	510	510	510	510	510
均值	0.9311	0.5657	2.3338	0.8279	0.8572	1.8404	0.3104	0.0915	12.5998
中位数	0.8643	0.5637	2.2528	0.7847	0.8775	1.7914	0.1339	0.0566	9.3250
最大值	3.2946	0.9577	7.0553	1.7740	0.9518	3.8322	1.8750	0.6814	68.9700
最小值	0.4995	0.3197	0.7254	0.4440	0.4649	0.7718	0.0294	0.0013	0.9960
标准差	0.3732	0.1175	0.8133	0.2923	0.0846	0.5610	0.3720	0.1076	11.6096

注:交通基础设施的单位:公里/平方公里;人力资本的单位:在校大学生人数/十万人口。

四、计量分析与结果说明

(一)普通面板模型估计结果

表3是双向固定效应模型估计结果,联合显著检验结果显示双向固定效应模型比地区固定模型和混合模型更优。模型(2)和(4)的拟合优度(*R-squared*)和对数似然函数值(*Log-L*)比模型(1)和(3)有较明显的提高,模型(2)和(4)在模拟银行业市场结构、金融深化对产业结构升级的空间溢出效应上更优。依据回归结果,国有商业银行市场份额提高、金融深化程度加深、金融效率提高、非国有经济发展和人力资本水平提高均会推动产业结构升级,资本形成额增加和对外开放度提高会减缓产业结构升级进程,模型(2)与(4)回归结果显示交通基础设施建设对产业结构升级具有正效应。

(二)空间相关性检验

需通过检验普通面板模型的残差是否具有空间相关性来决定模型估计能否纳入到空间计量

表 3 普通面板模型估计结果

变量	二进制矩阵		经济发展水平矩阵	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>bank</i>	0.5336***(4.9637)	0.5707***(5.2385)	0.5336***(4.9637)	0.5638***(5.2643)
<i>wxbank</i>		-0.1242(-0.6820)		1.3634***(4.5239)
<i>deep</i>	0.3029***(17.6065)	0.3125***(17.5020)	0.3029***(17.6065)	0.3009***(17.7918)
<i>wxdeep</i>		-0.0679**(-1.9727)		0.1044**(2.3429)
<i>efficiency</i>	0.0593***(3.1740)	0.0640***(3.4042)	0.0593***(3.1740)	0.0512***(2.7759)
<i>rsoe</i>	1.0108***(4.9339)	0.8802***(4.0341)	1.0108***(4.9339)	1.3166***(6.1634)
<i>invest</i>	-0.0686***(-3.9588)	-0.0752***(-4.1854)	-0.0686***(-3.9588)	-0.0572***(-3.2567)
<i>open</i>	-0.3738***(-7.9925)	-0.3561***(-7.4174)	-0.3738***(-7.9925)	-0.3450***(-7.4401)
<i>road</i>	0.1674(1.3259)	0.2526**(1.9964)	0.1674(1.3259)	0.0250*(0.1924)
<i>edu</i>	0.0052***(3.0674)	0.0055**(3.2009)	0.0052***(3.0674)	0.0034**(2.0967)
R-squared	0.6114	0.6128	0.6114	0.6262
Log-L	467.99	469.97	467.99	478.95

注：括号内为 T 检验值，***、** 和 * 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。表 4 注与此相同。

范畴中。若模型中遗漏一些重要解释因素，则残差存在空间相关性，需加入空间误差项或空间滞后项。检验空间相关性的指标主要包括 Moran's I、LM-lag、LM-err、Robust LM-lag 和 Robust LM-error 等，这些检验最初是针对截面数据模型，不能直接用于空间计量模型。后来学者将截面 $N \times N$ 的权重矩阵扩展为适用于面板数据分析 $NT \times NT$ 的维空间权重矩阵，并提供了空间面板数据的检验方法。如果 LM-err 和 LM-lag 统计量均不显著，则保持普通面板模型回归结果；如果 LM-err（或 LM-lag）统计量较 LM-lag（或 LM-err）统计量更显著，则空间误差模型（或空间滞后模型）是更好的选择。

对模型的空间相关性进行检验，结果见表 4。模型(1)、(2)、(3)、(4)的 Moran's I 指数分别为 -0.1071、-0.1023、-0.0828、-0.0821，都通过 5% 显著水平检验。说明产业结构升级存在显著的空间相关性，产业结构升级的影响因素可以通过空间传递和溢出效应对相邻区域与相似经济发展水平地区的产业结构升级产生影响，空间依赖性解释产业结构升级不可忽视的影响因素。检验结

表 4 空间相关性检验结果

检验指标	二进制矩阵		经济发展水平矩阵	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
Moran's I	-0.1071**(-2.0062)	-0.1023**(-1.9403)	-0.0828**(-2.0126)	-0.0821**(-2.2319)
D-W	1.9251	1.9112	1.9251	1.9470
LM-lag	11.5559***	7.1686***	3.2173**	3.2786*
Robust LM-lag	8.9113***	6.1588**	6.5565***	6.8019**
LM-err	4.3651**	3.7658**	4.0900*	4.6513*
Robust LM-err	1.7204	2.7560*	7.1247***	7.9254*

果显示,模型(1)与(2)的 LM-lag 统计量比 LM-err 统计量更大,也更显著,适合选择空间滞后模型;模型(3)与(4)的 LM-err 统计量比 LM-lag 统计量更大,适合选择空间误差模型。

(三)空间计量模型估计结果分析

表3中普通面板模型(1)、(2)、(3)、(4)中的残差均具有显著的空间依赖性,因此需要在模型加入空间滞后解释变量和空间误差解释变量。根据上文构建的二进制和经济发展水平空间权重矩阵,运用空间滞后模型和空间误差模型分别对含有两种类型矩阵的扩展模型进行估计,结果见表5与表6。鉴于模型中解释变量出现随机变量,若采用普通最小二乘法估计,则估计值有偏或无效,因此采用极大似然法(ML)进行估计。

与普通面板模型的估计结果相比,空间权重矩阵模型的拟合优度和对数似然函数值都显著提

表5 二进制空间权重矩阵模型估计结果

变量	Δ SLM	SEM	Δ SLM	SEM
	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
<i>bank</i>	0.5660*** (5.3927)	0.6113*** (5.8632)	0.5671*** (5.3003)	0.6421*** (5.8722)
<i>wxbank</i>			-0.0238 (-0.1326)	-0.0606 (-0.3488)
<i>deep</i>	0.3051*** (18.1539)	0.3015*** (18.6308)	0.3055*** (17.3615)	0.3149*** (17.1885)
<i>wxdeep</i>			-0.0018 (-0.0475)	-0.0537 (-1.5865)
<i>efficiency</i>	0.0644*** (3.5231)	0.0616*** (3.4218)	0.0646*** (3.5098)	0.0638*** (3.5266)
<i>rsoe</i>	0.99301*** (4.9183)	1.2502*** (6.6132)	0.9849*** (4.6147)	1.1483*** (5.6898)
<i>invest</i>	-0.0645*** (-3.8020)	-0.0336** (-2.1530)	-0.0651*** (-3.7055)	-0.0403** (-2.4553)
<i>open</i>	-0.3831*** (-8.3854)	-0.3852*** (-9.0997)	-0.3818*** (-8.1200)	-0.3743*** (-8.5942)
<i>road</i>	0.3103** (2.4852)	0.3223*** (2.7829)	0.3132** (2.4041)	0.3707*** (3.0674)
<i>edu</i>	0.0061*** (3.6313)	0.0046*** (2.9893)	0.0061*** (3.5538)	0.0049*** (3.1059)
<i>wxdep.var</i>	-0.1839*** (-3.8053)		-0.1850*** (-3.3429)	
<i>spat.aut.</i>		-0.2720*** (-4.2713)		-0.2569*** (-4.0375)
R-squared	0.9349	0.9320	0.9349	0.9326
Log-L	474.17	472.95	475.18	474.21

注:括号内为T检验值,***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著水平, Δ 为空间相关性检验选择的模型。表6与此注相同。

表 6 经济发展水平空间权重矩阵模型估计结果

变量	SLM	Δ SEM	SLM	Δ SEM
	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
<i>bank</i>	0.5256*** (4.9154)	0.5578*** (5.1977)	0.5681*** (5.3298)	0.5396*** (5.0728)
<i>wxbank</i>			1.3981*** (4.6182)	1.3208*** (4.5554)
<i>deep</i>	0.3026*** (17.7274)	0.3040*** (17.7084)	0.3021*** (17.9346)	0.2981*** (17.6859)
<i>wxdeep</i>			0.1344** (2.4878)	0.1158*** (2.6679)
<i>efficiency</i>	0.0588*** (3.1728)	0.0594*** (3.1969)	0.0509*** (2.7938)	0.0510*** (2.8003)
<i>rsoe</i>	1.0089*** (4.9635)	0.9998*** (4.9216)	1.3189*** (6.2357)	1.2956*** (6.1324)
<i>invest</i>	-0.0653*** (-3.7169)	-0.0747*** (-4.3506)	-0.0598*** (-3.4256)	-0.0619*** (-3.5687)
<i>open</i>	-0.3732*** (-8.0476)	-0.3797*** (-8.3745)	-0.3461*** (-7.5426)	-0.3513*** (-7.8570)
<i>road</i>	0.1409* (1.0882)	0.2054* (1.6598)	0.0443 (0.3424)	0.0622 (0.4913)
<i>edu</i>	0.0051*** (3.0282)	0.0046*** (2.7750)	0.0034** (2.0413)	0.0028* (1.6884)
<i>wxdep.var</i>	-0.0409 (0.6450)		-0.0690 (-0.8924)	
<i>spat.aut.</i>		-0.1460* (-1.7624)		-0.1690* (-1.7994)
R-squared	0.9329	0.9327	0.9357	0.9355
Log-L	468.20	468.82	479.19	480.19

高,除空间解释变量之外的其他解释变量的系数在方向、大小和显著性方面与普通面板模型回归结果基本保持一致。二进制空间权重矩阵模型中的空间滞后模型(5)与(7)的空间滞后项系数和经济发展水平空间权重矩阵模型中的空间误差模型(10)与(12)的空间误差项系数均显著不为零,上述空间计量模型对普通面板模型进行了很好的修正。二进制空间权重矩阵模型中的空间滞后模型(5)与(7)的对数似然函数值比空间误差模型(6)与(8)的对数似然函数值更大,经济发展水平空间权重矩阵模型中的空间误差模型(10)与(12)的对数似然函数值比空间滞后模型(9)与(11)的对数似然函数值更大,这与空间相关检验结论一致。因此,选择模型(5)、(7)、(10)、(12)的估计结果为主要分析对象。

分析银行业市场结构对区域产业结构升级的影响是本文的重要内容。从估计结果来看,首先,控制了相同解释变量后,国有商业银行市场份额作为银行业市场结构的表征变量,估计系数均显

著为正值。表明国有商业银行市场份额增加会推动产业结构升级,验证了假设1;其次,将模型(7)、(8)、(11)、(12)与未考虑空间溢出效应的模型(1)、(3)对比,空间权重矩阵模型估计结果显示,银行业市场结构 $bank$ 的系数均比未考虑空间溢出效应的模型所估计的系数要大。这说明如果不考虑空间溢出效应,会低估国有商业银行信贷对产业结构升级的作用。

一方面,虽然我国的金融工具逐渐多元化,但国有商业银行在银行体系中占据相对的垄断地位,其贷款市场份额依然很高,信贷规模的扩大主要源于国有商业银行,充足的资金供给、逐渐提高的资金利用效率有利于产业结构升级。同时,较高的银行业集中度,有利于地方政府获得更多资金的配置权,达到通过扩大投资拉动经济增长的目的,从而推动产业结构升级。另一方面,国有商业银行为大企业提供信贷服务具有竞争优势,在大企业运营规模、盈利与发展能力、市场竞争力较高的背景下,国有商业银行为大企业解决融资问题,推动了产业结构升级。最优金融结构要满足实体经济对金融服务的需求,若金融结构发展偏离最优路径,会降低金融效率,阻碍实体经济发展,甚至导致系统性金融风险(林毅夫等,2009)。受经济发展水平和历史因素的影响,我国中小金融机构发展相对滞后,银行业市场结构发展偏离了新结构经济学的最优金融结构发展路径,导致中小金融机构推动产业结构升级的作用受到制约。

考察外地银行业市场结构对本地产业结构升级的影响,即银行业市场结构的溢出效应是本文的重点。表5与表6分别列出了二进制空间权重矩阵 W_{con} 、经济发展水平空间权重矩阵 W_{ecn} 的估计系数。模型(7)与(8)的估计结果显示,相邻区域银行市场业结构 $wxbank$ 的系数分别是-0.0238和-0.0606,负值系数均未通过显著性检验,相邻区域银行市场业结构对本地产业结构升级的空间溢出效应未能得到证实。统计数据显示,银行业集中度方面,东部地区的国有商业银行市场份额最低,中部地区次之,西部地区最高;资金利用效率方面,东部地区最高,西部地区次之,中部地区最低。随着经济市场化水平不断提高,生产要素的流动性和区域不平衡性决定了临近省市间存在一定程度的竞争。相邻区域银行业市场结构的改善会增强其区位优势,相邻区域生产要素的增加会导致本地生产要素的减少,进而阻碍本地的产业结构升级。现代信息技术、交通基础设施将不同区域连接在一起,空吸效应将落后地区的金融资源、人力资本等生产要素输送到发达地区。当落后地区的交通基础设施、人力资本、投资环境发展滞后于发达地区时,相邻区域银行业市场结构的改善会增强发达地区对落后地区生产要素的空吸效应,进一步加剧区域间产业结构升级的不平衡。

模型(11)与(12)的估计结果显示,相似经济发展水平区域的银行业市场结构系数分别为1.3981、1.3208,并通过1%显著水平检验,说明相似经济发展水平区域的银行业市场结构对本地产业结构升级存在正的空间溢出效应。该结果可能与我国区域产业结构升级存在显著的空间集聚现象有关,虽然具有相似经济发展水平的省市在争夺生产要素方面存在竞争,但空间集聚效应可能更加明显。区域经济学认为经济活动具有空间依赖性,即相邻区域的经济活动可能存在模仿和带动效应,进而影响本地的经济活动。这为提高国有商业银行市场份额推动产业结构升级提供了来自中国的实证依据,银行业市场结构空间差异是导致产业结构升级空间差异的显著且重要的因素。

金融深化对产业结构升级的影响也得到了验证。首先,表5与表6中的金融深化指标 $deep$ 系数均为正值,且通过1%显著水平检验,表明金融深化有利于产业结构升级,支持假设2。与原始模型(1)对比,二进制空间权重矩阵模型(7)与(8)估计结果显示,不考虑空间溢出效应会低估金融深化对产业结构升级的作用;与原始模型(3)对比,经济发展水平空间权重矩阵模型(11)与(12)估计结果显示,不考虑空间溢出效应会高估金融深化对产业结构升级的作用。

模型(7)与(8)的估计结果显示,相邻区域金融深化系数分别为-0.0018和-0.0537,但均未通过显著性检验,相邻区域金融深化对本地产业结构升级的空间溢出效应没有得到验证。这与唐松

(2014)认为外地金融资源对本地经济发展存在负的空间溢出效应的观点存在差异。它可能与金融资源分布存在严重的区域不平衡性,进而产生集聚不经济现象有关。统计数据显示,东部地区金融机构各项贷款余额占全国的比重由1995年的53%上升至2011年的62%,各项存款余额占全国的比重由1995年的61%上升至2011年的63%。模型(11)与(12)的估计结果显示,相似经济发展水平区域的金融深化系数分别0.1344和0.1158,并通过显著性检验,说明相似经济发展水平区域的金融深化对本地产业结构升级存在正向的空间溢出效应。这为推动金融深化促进产业结构升级的观点提供了实证依据,说明金融深化的空间差异是导致产业结构升级空间差异的重要因素。

区域产业结构升级自身的空间溢出效应。二进制空间权重矩阵模型(5)与(7)中,产业结构升级空间溢出效应的空间滞后项 ρ 的负值系数均通过1%显著水平检验,区域产业结构升级存在显著的空间依赖性。产业结构升级的影响因素通过地理空间机制对相邻区域产生影响,相邻区域产业结构升级对本地产业结构升级存在负的溢出效应,区域间的银行业市场结构、金融深化、金融效率、非国有经济、交通基础设施等因素进一步强化了这种空间依赖性。经济发展水平空间权重矩阵模型(10)与(12)中,空间自相关项 γ 的负值系数均通过显著性检验,相似经济发展水平区域的产业结构升级对本地产业结构升级具有负的空间溢出效应。由于空间外部性的存在,当区域间银行业市场结构、金融深化、资本禀赋、交通基础设施、投资环境等因素存在显著差异时,由于区域间对生产要素的竞争,发达地区会对落后地区的生产要素具有“回流”效应,导致产业结构升级存在空间差异。

其他因素中,金融效率系数显著为正,说明提高金融效率有利于产业结构升级,支持假设4。非国有经济的正值系数均通过显著性检验,说明发展非国有经济有利于产业结构升级。资本形成、对外开放度对产业结构升级具有负效应,这与普通面板模型的回归结果一致。新经济地理因素(交通基础设施)与新经济增长因素(人力资本)的回归结果显示,二者均与产业结构升级存在正相关关系。

五、结论及启示

在综合考虑多维要素对产业结构升级影响的基础上,本文构建了银行业市场结构与金融深化对产业结构升级的空间溢出模型,利用1995~2011年中国省际面板数据和空间计量经济学方法,依据估计结果得出如下结论。第一,本地的国有商业银行市场份额与金融深化同本地产业结构升级之间存在正向关系,若不考虑空间溢出效应,则会低估国有商业银行信贷对产业结构升级的效应。因此在模型中引入空间维度因素,对于认识银行业市场结构与产业结构升级的关系具有重要意义。第二,相似经济发展水平区域的银行业市场结构和金融深化对本地产业结构升级均具有正的空间溢出效应。第三,区域产业结构升级自身存在空间溢出效应,这种溢出效应最终表现为本地产业结构升级受相邻区域与经济发展水平相似地区产业结构升级的影响。第四,金融效率、非国有经济、交通基础设施与人力资本对产业结构升级均存在促进作用,资本形成、对外开放度对产业结构升级具有负效应。这些结论为“金融发展推动产业结构升级”的观点提供了经验证据。

在政策含义方面,本文的研究有以下启示。第一,提高国有商业银行的专业化水平,支持中小金融机构发展。提高银行专业化水平,降低信贷搜寻成本,提高金融效率和资金配置效率,充分发挥国有商业银行信贷促进产业结构升级的作用。降低进入银行业的门槛和政策性壁垒,推动民间与外来资本有序进入银行业,推动中小金融机构发展,缓解中小企业融资约束问题,提高金融结构与经济结构匹配度。第二,加强区域合作,促进区域间金融资源分布均衡。建立区域合作机制,避免

相邻区域恶性竞争,有效发挥生产要素溢出的积极作用,推动产业结构升级。给予中西部地区政策支持,完善当地金融体系,加快中西部地区交通等基础设施建设。推动金融资源、人力资本等生产要素向中西部地区合理流动,形成金融发展与产业结构升级的良性互动机制。第三,深化金融体系改革,提高直接融资比重。经济结构服务化趋势要求金融市场和金融机构同步发展,融资规模越大,直接融资成本越低。金融资产规模越大,企业外部融资需求越能得到满足,也越有利于产业结构升级。直接融资可以减轻企业定期偿债压力,降低中小企业和非国有企业融资难度,对于在早期难以获得信贷支持的新兴产业和高技术产业更为重要。

参考文献

- 蔡红艳、阎庆民(2004):《产业结构调整与金融发展——来自中国的跨行业调查研究》,《管理世界》,第10期。
- 钞小静、任保平(2011):《中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析》,《经济研究》,第4期。
- 贺小海(2009):《我国银行业结构与经济增长研究》,复旦大学博士学位论文。
- 雷震、彭欢(2010):《银行业市场结构与中小企业的生成:来自中国1995~2006年的证据》,《世界经济》,第3期。
- 李敬、陈澍、万广华、付陈梅(2014):《中国区域经济增长的空间关联及其解释——基于网络分析方法》,《经济研究》,第11期。
- 林毅夫、姜烨(2006):《发展战略、经济结构与银行业结构:来自中国的经验》,《管理世界》,第1期。
- 林毅夫、孙希芳(2008):《银行业结构与经济增长》,《经济研究》,第9期。
- 林毅夫、孙希芳、姜烨(2009):《经济发展中的最优金融结构理论初探》,《经济研究》,第8期。
- 陆铭、高虹、佐藤宏(2012):《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》,第10期。
- 彭宇文、张美婷、毛超(2013):《银行业市场结构与经济增长关系——基于广东省与湖南省的空间计量研究》,《经济地理》,第10期。
- 孙永强、巫和懋(2012):《出口结构、城市化与城乡居民收入差距》,《世界经济》,第9期。
- 唐松(2014):《中国金融资源配置与区域经济增长差异——基于东、中、西部空间溢出效应的实证研究》,《中国软科学》,第8期。
- 吴敬琏(2008):《中国增长模式抉择(增订版)》,上海远东出版社。
- 尹希果、孙惠(2012):《中国的银行业竞争结构对国际贸易影响的区域收敛性》,《数量经济技术经济研究》,第6期。
- 张学良(2012):《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》,第3期。
- Bavaud, F. (1998): "Models for Spatial Weights: A Systematic Look", *Geographical Analysis*, 30, 153-171.
- Carlin, W. and C. Mayer (2003): "Finance, Investment, and Growth", *Journal of Financial Economics*, 69, 191-226.
- Cetorelli, N. (2003): "Life-cycle Dynamics in Industrial Sectors: The Role of Banking Market Structure", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of St Louis, 85, 135-147.
- Cetorelli, N. and M. Gambera (2001): "Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data", *Journal of Finance*, 56, 617-648.
- Deidda, L. and B. Fattouh (2005): "Concentration in the Banking Industry and Economic Growth", *Macroeconomic Dynamics*, 9, 198-219.
- Goldsmith, R. (1969): *Financial Structure and Economic Development*, New Haven: Yale University Press.
- Le Sage, J. and K. Pace (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*, New York: CRC Press.
- McKinnon, R. (1973): *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: The Brookings Institution.
- Petersen, M. and R. Rajan (1995): "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 407-443.
- Rice, T. and P. Strahan (2010): "Does Credit Competition Affect Small-Firm Finance?", *Journal of Finance*, 65, 861-889.
- Stein, J. (2002): "Information Production and Capital Allocation: Decentralized versus Hierarchical Firms", *Journal of Finance*, 57, 1891-1921.

(责任编辑:程 炼)